

## بیمه و جهانی شدن: مطالعه موردی کشورهای گروه D8: علیت گرنجری تلفیقی مبتنی بر بوت‌استراپ<sup>۱</sup>

شهرام فتاحی<sup>۲</sup> و ابوالقاسم گل‌خندان<sup>۳</sup>

تاریخ دریافت: ۱۳۹۳/۰۹/۱۸

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۳/۱۲/۲۲

### چکیده

در این پژوهش، به بررسی رابطه علیت بین بیمه و جهانی شدن در کشورهای گروه D8، با تمرکز بر تحلیل خاص هر کشور در دوره ۲۰۱۱-۱۹۹۹ می‌پردازیم. به این منظور از متغیرهای ضریب نفوذ بیمه (به‌عنوان شاخص فعالیت بیمه)، شاخص جهانی شدن KOF (به‌عنوان شاخص جهانی شدن) و رشد اقتصادی (به‌عنوان متغیر کنترل) استفاده کرده‌ایم. روش استفاده شده در این مطالعه نیز بر اساس آزمون علیت تلفیقی ارائه شده توسط کونیا (۲۰۰۶) است. این آزمون مبتنی بر رگرسیون‌های به ظاهر نامرتب (SUR) و آزمون‌های والد با مقادیر بحرانی بوت‌استراپ ویژه هر کشور است. نتایج تجربی نشان‌دهنده رابطه

---

۱. شناسه دیجیتال (DOI): 10.22051/edp.2016.2461

۲. دانشیار اقتصاد، دانشگاه رازی کرمانشاه؛ sh\_fatahi@yahoo.com

۳. دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشگاه لرستان (نویسنده مسئول)؛ golkhandana@gmail.com

علیت دوطرفه بین بیمه و جهانی شدن برای کشورهای مالزی و اندونزی، رابطه علیت یک طرفه از سمت جهانی شدن به بیمه برای کشورهای ایران، ترکیه و بنگلادش و نبود رابطه علیت بین بیمه و جهانی شدن برای کشورهای نیجریه، مصر و پاکستان است. بر این اساس، می توان گفت که جهت رابطه علیت بین بیمه و جهانی شدن در بین کشورهای مختلف گروه D8 بسته به شرایط خاص حاکم بر آنها، یکسان نیست.

**واژگان کلیدی:** بیمه، جهانی شدن، بوت استراپ، کشورهای گروه D8.

عدم تجانس و وابستگی مقطعی.

طبقه بندی JEL: C22, C23, R11.

## ۱. مقدمه

بیمه نه تنها باعث تسهیل معاملات اقتصادی بی شماری از طریق انتقال ریسک و پرداخت غرامت می شود، بلکه به عنوان یکی از مؤسسات مالی غیربانکی در بیشتر کشورهای جهان نقش مهمی را در توسعه مالی ایفا می کند.<sup>۱</sup> نقش صنعت بیمه در توسعه بازارهای مالی به سه صورت ظاهر می شود: ابتدا تأثیری که این صنعت می تواند بر بازارهای دیگر مالی اعمال کند که معمولاً به صورت یک پشتیبان برای کاهش ریسک سرمایه گذاری به کار می رود؛ دومین نقش آن، گردآوری و تجهیز منابع مالی با استفاده از عملیات بیمه گیری است که برای سرمایه گذاری غیرمستقیم و یا مستقیم به کار می رود و در نهایت، سرمایه گذاری مستقیم صنعت در فعالیت های اقتصادی کشور، مهم ترین نقش آن محسوب می شود؛ شرکت های بیمه وجوه بیمه گزاران را که به صورت ذخایر فنی در اختیار دارند، به عنوان دارایی سودآور به کار گرفته و در فعالیت های مناسب اقتصادی سرمایه گذاری می کنند. در دو دهه گذشته فعالیت جهانی بازار بیمه (به ویژه در بازارهای در حال ظهور)، رشد فزاینده و سریعی را داشته است. این پدیده با توجه به روند آزادسازی مالی و ادغام، این پرسش را مطرح می کند که آیا جهانی شدن به افزایش فعالیت بیمه کمک می کند؟ یا برعکس، این گسترش صنعت بیمه است که به

جهانی شدن منجر می‌شود؛ زیرا توسعه فعالیت‌های بیمه زمینه حضور در بازارهای بین‌المللی را امکان‌پذیر می‌کند (چن و همکاران<sup>۱</sup> ۲۰۱۳).

در سال‌های اخیر با گسترش تکنیک‌های اقتصادسنجی و معرفی آزمون‌های مختلف، تمرکز اصلی بر تعیین جهت تأثیر این دو متغیر بوده است. چن و همکاران (۲۰۱۳)، در پژوهش خود بیان می‌کنند که در بررسی جهت علیت بین متغیرهای جهانی شدن و فعالیت بیمه، نتایج خاص هر کشور بوده و قابل تعمیم به کشورهای دیگر نیست.

از سوی دیگر، رابطه بین جهانی شدن و رشد اقتصادی در مطالعات خارجی و داخلی متعددی مانند مطالعات درهر<sup>۲</sup> (۲۰۰۶)، درهر و همکاران<sup>۳</sup> (۲۰۰۸)، چانگ و لی<sup>۴</sup> (۲۰۱۰) و رضوی و سلیمی فر (۱۳۹۲) و رابطه بین بیمه و رشد اقتصادی نیز در مطالعات متعدد دیگری مانند مطالعات هان و همکاران<sup>۵</sup> (۲۰۱۰)، جعفری صمیمی و کارگرد (۱۳۸۵) و جهانگرد (۱۳۹۰) بررسی شده است؛ این در حالی است که رابطه بین جهانی شدن و بیمه به عنوان یک حلقه مفقوده به رغم اهمیت آن، در مطالعات تجربی اندکی مورد بررسی قرار گرفته است.<sup>۶</sup>

با توجه به این نکات، هدف اصلی این مقاله بررسی جهت علیت بین جهانی شدن و فعالیت بیمه در بین کشورهای درحال توسعه گروه هشت (D8) در سال‌های ۲۰۱۱-۱۹۹۹ است. به این منظور از رویکرد علیت گرنجری تلفیقی ارائه شده توسط کونیا<sup>۷</sup> (۲۰۰۶) که در بین آزمون‌های علیتی که تاکنون مطرح شده، جدید است، استفاده می‌کنیم. این رویکرد، مبتنی بر برآورد رگرسیون‌های به ظاهر نامرتب<sup>۸</sup> (SUR) و آزمون‌های والد<sup>۹</sup> با مقادیر بحرانی بوت استراپ<sup>۱۰</sup> ویژه هر کشور است. بنابراین، می‌توان نتایج به دست آمده را با تحلیل بر روی هر عضو نمونه (هر کشور) و نه کل نمونه (کل کشورها) بررسی کرد. افزون بر این، این رویکرد بر خلاف آزمون‌های دیگر علیت گرنجری، همبستگی مقطعی<sup>۱۱</sup> و عدم تجانس<sup>۱</sup> بین اعضای نمونه را در نظر می‌گیرد،

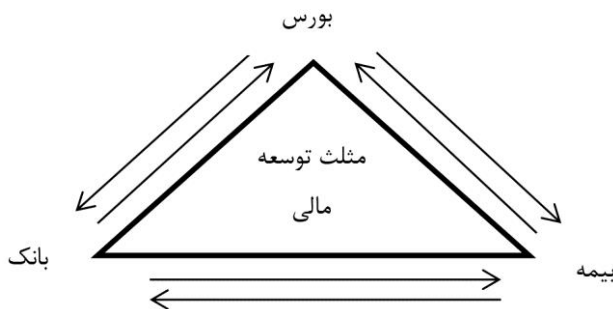
- 
1. Chen et al.
  2. Dreher
  3. Dreher et al.
  4. Chang and Lee
  5. Han et al.
  6. Chang *et. al.*
  7. Ko'nya
  8. Seemingly Unrelated Regressions
  9. Wald test
  10. Bootstrap
  11. Cross- Sectional Dependence

همچنین، در طی فرآیند این آزمون، نیازی به هیچ آزمونی برای تشخیص هم‌انباشتگی و ریشه واحد در داده‌های تلفیقی نیست.

ادامه مقاله را در چهار بخش تنظیم کرده‌ایم؛ پس از مقدمه، بخش دوم مقاله به ادبیات موضوع می‌پردازیم. بخش سوم را به روش پژوهش و معرفی متغیرها و توصیف داده‌ها اختصاص داده و در بخش چهارم، به برآورد مدل و تحلیل نتایج می‌پردازیم. در بخش پایانی نیز جمع‌بندی و نتیجه‌گیری را ارائه خواهیم کرد.

## ۲. مروری بر ادبیات موضوع

بیمه در تمام شاخه‌ها و رشته‌های فعالیت اقتصادی به گسترش اطمینان کمک می‌کند. یکی از این زمینه‌ها بازار مالی است که بیمه در آن نقش فعالی بازی می‌کند. به عبارت دقیق‌تر، بازار مالی متشکل از بیمه، بورس و بانک را می‌توان مثلث توسعه مالی نامید که این مثلث بدون بیمه کم‌رنگ و ناکارا باقی می‌ماند. در مثلث توسعه مالی که در شکل ۱ نشان داده شده، بانک پایگاه پول، بورس پایگاه سرمایه و بیمه پایگاه اطمینان با ارتباط دوسویه به توسعه مالی کمک می‌کنند (کدخدایی ۱۳۸۰).



شکل ۱. مثلث توسعه مالی

مأخذ: کدخدایی (۱۳۸۰)، ص ۱۴۱.

حساسیت بازارهای پول و سرمایه و نوسان‌ها و ضربه‌پذیری این دو بازار تحت تأثیر تحولات اقتصادی و غیراقتصادی، نیازمند سازوکارهای مناسب برای توسعه ریسک‌پذیری است. بیمه در مدیریت شرکت‌ها، مدیریت مؤسسات واسطه‌گری، مدیریت بدهی و

مسئولیت، مدیریت پورتفوی یا سبد سهام و کاهش آسیب‌پذیری ناشی از نوسان‌های منفی قسمت سهام، کارساز و تأمین‌کننده سطح اطمینان مورد نیاز است (همان ماخذ). صنعت بیمه در جهان در حال تغییر و تحولات سریعی است و رقابت بین‌المللی روز به روز در این بازار گسترش می‌یابد. آزادسازی و گسترش رقابت در بازارهای بیمه، یکی از جنبه‌های مهم روند جهانی شدن است. حرکت به سمت رقابت بیشتر، کشورهای مختلف را به تجدید ساختار بازار بیمه‌ای و نظام مقرراتی آن سوق می‌دهد. این امر توجه بیمه‌گران و نهادهای نظارتی بازارهای بیمه را به لزوم تأکید بیشتر بر افزایش کارایی، کیفیت خدمات، تنوع بخشی محصولات بیمه‌ای، بهبود در ساختار عملیاتی، شایسته‌سالاری در گزینش کارکنان و موارد دیگر معطوف می‌سازد.

به‌طور کلی، در زمینه رابطه علیت بین توسعه مالی (که بیمه به‌عنوان یکی از شاخص‌های اندازه‌گیری آن محسوب می‌شود) و بازبودن اقتصادی شامل بازبودن تجاری و مالی (به‌عنوان شاخص جهانی شدن) چهار فرضیه اصلی بر اساس مطالعات تجربی انجام شده، قابل طرح است که در ادامه مورد بررسی قرار می‌دهیم. گفتنی است هرچند موضوع اهمیت توسعه مالی به‌عنوان یکی از عوامل تعیین‌کننده توسعه تجارت مورد توجه اقتصاددانان قرار گرفته است، اما این مطالعات برخلاف ارتباط توسعه مالی و رشد اقتصادی، بسیار بدیع و معدود و در هر دو بعد نظری و تجربی در ابتدای کار قرار دارد. در واقع، بجز موارد بسیار معدودی (مانند مطالعه کلتزر و باردهان<sup>۱</sup>) که اشاره‌هایی در این زمینه داشته‌اند، اقتصاددانان این موضوع را از هر دو بعد نظری و تجربی از سال ۲۰۰۲ به‌ویژه از سال ۲۰۰۴ مورد بررسی قرار داده‌اند (راستی و رضایی ۱۳۹۲).

نخستین فرضیه را فرضیه بازبودن اقتصادی - که به توسعه مالی منجر شده - یا فرضیه دنباله‌روی تقاضا<sup>۲</sup> می‌نامند که نشان‌دهنده علیت یک‌طرفه از سمت بازبودن اقتصادی به توسعه مالی است (کیندریوگو ۲۰۱۲).<sup>۳</sup> به این صورت که هرچه اقتصاد یک کشور در ارتباط با کشورهای دیگر پویاتر عمل نماید، با افزایش مبادلات اقتصادی، از سرریز<sup>۴</sup> فنی و انتقال بین‌المللی دانش بهره‌مند شده و با افزایش بازدهی، موجبات افزایش انگیزه و عامل تحریک برای سرمایه‌گذاری را فراهم می‌کند و از این طریق باعث توسعه مالی

---

1. Kletzer and Bardhan  
 2. Demand-Following Hypotheses  
 3. Kiendrebeogo  
 4. Spillover

می شود (بالتاجی و همکاران ۲۰۰۹).<sup>۱</sup> در این راستا، بارو و مارتین<sup>۲</sup> (۱۹۹۵) معتقدند که اقتصادهای بازتر فن آوری پیشرفته را در جهت توسعه مالی بهتر وارد می کنند. لی<sup>۳</sup> (۱۹۹۳) بیان می کند که کشورهای در حال توسعه می توانند با واردات کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای به توسعه مالی بالاتری دست پیدا کنند. مطالعه تجربی بالتاجی و همکاران (۲۰۰۹) نشان می دهد که برای هر دو گروه کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه درجه بازبودن به توسعه مالی کمک می کند، به خصوص درجه بازبودن مالی برای کشورهای که درآمد پایین تری دارند، بسیار مناسب است. مطالعه تجربی محمدی و همکاران (۱۳۹۳) نیز به نقش حیاتی بازبودن تجاری در تعیین سطح توسعه مالی اشاره دارد.

فرضیه دوم را فرضیه توسعه مالی - که به بازبودن اقتصادی منجر شده - یا فرضیه رهبری عرضه<sup>۴</sup> می نامند که نشان دهنده علیت یک طرفه از سمت توسعه مالی به بازبودن اقتصادی است. توسعه نهادها و بازارهای مالی از طریق تنوع بخشیدن به ریسک می تواند به کاهش موانع و محدودیت های تجاری کمک کرده و باعث گسترش تجارت شود (اسوالریده و ولجوس ۲۰۰۵).<sup>۵</sup> همچنین، از آنجا که توسعه مالی انگیزه تولیدکنندگان را به سمت تولید کالاهای با بازده صعودی نسبت به مقیاس سوق می دهد، پدیده تخصصی شدن در بین بخش های اقتصادی و به دنبال آن جریان های تجاری، به وسیله سطح نسبی واسطه های مالی تعیین می شود.<sup>۶</sup> در این راستا، یافته های بکر و گرینبرگ<sup>۷</sup> (۲۰۰۵) نشان دهنده این موضوع است که سیستم مالی بهتر موجب افزایش صادرات می شود. مطالعات تجربی مختلفی مانند مطالعات ولد رافائل<sup>۸</sup> (۲۰۰۹) و رحمان و همکاران<sup>۹</sup> (۲۰۱۲) از این فرضیه حمایت می کند. نتایج تجربی مطالعه راستی و رضایی (۱۳۹۲) نیز نشان دهنده تأثیر مثبت توسعه مالی بر کل تجارت کشورهای ملحق شده به سازمان تجارت جهانی (WTO) است.

فرضیه سوم به رابطه علیت دوطرفه بین توسعه مالی و بازبودن اقتصادی معتقد است، به این معنا که توسعه مالی سبب بازبودن اقتصادی شده و بازبودن اقتصادی بالاتر نیز

- 
1. Baltagi *et. al.*
  2. Baro and Martin
  3. Lee
  4. Supply-Leading Hypotheses
  5. Svaleryde and Vlachos
  6. Beck
  7. Becker and Greenberg
  8. Wold-Rufael
  9. Rahman *et. al.*

سبب توسعه مالی می‌شود. این فرضیه را فرضیه بازخورد<sup>۱</sup> نیز می‌نامند که نشان می‌دهد توسعه مالی و بازبودن اقتصادی یکدیگر را تقویت می‌کنند. نتایج تجربی مطالعات حسن و اسلام<sup>۲</sup> (۲۰۰۵) و اصغر و حسین<sup>۳</sup> (۲۰۱۴) تأییدکننده این فرضیه است. سرانجام، فرضیه چهارم، معتقد است که هیچ رابطه علیتی بین توسعه مالی و بازبودن اقتصادی وجود ندارد. این فرضیه را فرضیه خنثی<sup>۴</sup> می‌نامند. نتایج تجربی مطالعه گریس و همکاران<sup>۵</sup> (۲۰۰۹) از این فرضیه حمایت می‌کند.

منیاه و همکاران<sup>۶</sup> (۲۰۱۴) با استفاده از آزمون علیت گرنجری تلفیقی مبتنی بر بوت استراپ، به بررسی رابطه علیت بین تجارت و توسعه مالی در ۲۱ کشور قاره آفریقا در دوره ۲۰۰۸-۱۹۶۵ پرداخته‌اند. یافته‌های آنها نشان‌دهنده نبود رابطه علیت بین متغیرهای یادشده در بیشتر کشورهای مورد بررسی است.

نخستین مطالعه‌ای که به صورت تجربی به بررسی رابطه بیمه و جهانی‌شدن پرداخته است، مطالعه لی و چانگ<sup>۷</sup> (۲۰۱۲) است. آنها در این مطالعه، تأثیر جهانی‌شدن را بر روی بازارهای بیمه عمر بین‌المللی در ۳۹ کشور جهان در دوره ۲۰۰۷-۱۹۷۹ مورد بررسی قرار داده‌اند. یافته‌های این پژوهش با استفاده از تحلیل‌های هم‌انباشتگی در داده‌های تلفیقی و شاخص جهانی‌شدن KOF<sup>۸</sup> حاکی از تأثیر معنادار جهانی‌شدن بر توسعه بازارهای بیمه عمر بین‌المللی است. همچنین، با تفکیک شاخص جهانی‌شدن KOF به سه زیر شاخص جهانی‌شدن اقتصادی، اجتماعی و سیاسی نشان داده شده که تأثیر جهانی‌شدن اقتصادی و اجتماعی نیز بر توسعه بازارهای بیمه عمر بین‌المللی مثبت است، اما تأثیر جهانی‌شدن سیاسی بر این متغیر بی‌معناست.

چن و همکاران (۲۰۱۳) با استفاده از آزمون علیت گرنجری تلفیقی مبتنی بر بوت استراپ، به بررسی رابطه علیت بین جهانی‌شدن و بیمه‌های عمر و غیرعمر در ۸ کشور آسیای شرقی (شامل هند، اندونزی، ژاپن، مالزی، فیلیپین، سنگاپور، کره جنوبی و

---

1. Feedback

2. Hassan and Islam

3. Asghar and Hussain

4. Neutrality Hypothesis

5. Gries *et. al.*

6. Menyah *et. al.*

7. Lee and Chang

۸. KOF مخفف عبارت آلمانی K onjunktur forschungsstelle, به معنای مؤسسه تحقیقات در زمینه کسب و کار و عنوان یک مؤسسه اقتصادی در سوئیس است.

تایلند) در دوره ۲۰۰۸-۱۹۷۹ پرداخته‌اند. نتایج این پژوهش نشان دهنده وجود رابطه علیت یک طرفه از بیمه‌های عمر و غیرعمر به جهانی شدن در کشور کره، علیت یک طرفه از جهانی شدن به بیمه عمر در کشور مالزی، علیت یک طرفه از بیمه غیرعمر به جهانی شدن در کشورهای هند و ژاپن و رابطه علیت دوطرفه بین جهانی شدن و بیمه غیرعمر در کشور فیلیپین است. در مورد کشورهای دیگر نیز رابطه علیتی بین متغیرهای یادشده، مشاهده نشده است.

چانگ و همکاران (۲۰۱۳) با استفاده از آزمون علیت گرنجری تلفیقی مبتنی بر بوت استراپ، به بررسی رابطه علیت بین جهانی شدن و بخش بیمه در ۸ کشور آسیای شرقی (شامل هند، اندونزی، ژاپن، مالزی، فیلیپین، سنگاپور، کره جنوبی و تایلند) در دوره ۲۰۰۸-۱۹۷۹ پرداخته‌اند. نتایج این پژوهش نشان دهنده وجود رابطه علیت یک طرفه از بخش بیمه به جهانی شدن در کشور ژاپن، رابطه علیت دوطرفه بین بخش بیمه و جهانی شدن در کشورهای هند، کره جنوبی و تایلند و نبود رابطه علیت بین جهانی شدن و بخش بیمه در کشورهای اندونزی، مالزی، فیلیپین و سنگاپور است. از مطالعات تجربی داخلی انجام شده نزدیک به موضوع این پژوهش می‌توان به مطالعات زیر اشاره کرد:

محقق زاده (۱۳۸۴) در یک مطالعه تطبیقی برای ۱۲ کشور در حال توسعه شامل ۶ کشور عضو سازمان جهانی تجارت و ۶ کشور غیرعضو، تأثیر الحاق به سازمان جهانی تجارت را بر شاخص‌های مهم بیمه‌ای بررسی کرده‌اند. نتایج این پژوهش با استفاده از روش آنالیز واریانس نشان می‌دهد که تفاوت معناداری بین عملکرد صنعت بیمه در کشورهای عضو WTO و کشورهای غیرعضو وجود دارد.

راستی (۱۳۸۹) در مطالعه‌ای به بررسی رابطه علیت بین توسعه مالی و تجارت بین‌الملل در کشورهای در حال توسعه منتخب (به تفکیک کشورهای نفتی و غیرنفتی) پرداخته است. یافته‌های این پژوهش با استفاده از آزمون علیت گرنجری در چارچوب مدل خودرگرسیون برداری (VAR) نشان دهنده رابطه علیت از سمت آزادسازی تجارت به توسعه مالی در کشور ایران، رابطه علیت از سمت توسعه مالی به تجارت در کشور ترکیه و نبود رابطه علیت بین متغیرهای یادشده در کشورهای دیگرست. بنابراین، به صراحت نمی‌توان وجود یک نظریه را برای تمامی کشورها یا گروه خاصی از آنها تعمیم داد.



طییبی و همکاران (۱۳۹۰) در مطالعه‌ای این فرضیه که گسترش تجارت و آزادسازی مالی، موجبات توسعه مالی در ایران و شرکای تجاری آن را در دوره ۲۰۰۹-۱۹۹۶ فراهم می‌سازد، آزمون کرده‌اند. بدین لحاظ الگوی اقتصادسنجی توسعه مالی به پیروی از بالتاجی و همکاران (۲۰۰۸)، تصریح شده و یک مجموعه داده‌های تلفیقی ایجاد و از تکنیک داده‌های تلفیقی پویا مبتنی بر روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) استفاده شده است. نتایج تجربی این مطالعه نشان می‌دهد که اثر بازبودن تجاری بر توسعه مالی معنادار است. در مورد اثر درجه بازبودن مالی نیز نتایج نشان می‌دهد که هرچه سهم اعتبارات بخش خصوصی و بانکداری در تولید ناخالص داخلی بالاتر رود، توسعه مالی را به‌طور معناداری ارتقا می‌بخشد.

راستی و رضایی (۱۳۹۲) در مقاله‌ای با استفاده از روش اقتصادسنجی داده‌های تلفیقی پویا و برای دوره ۱۹۸۰ تا ۲۰۰۶، به بررسی تأثیر توسعه مالی بر تجارت کشورهای ملحق شده به سازمان جهانی تجارت (WTO) پرداخته‌اند. نتایج نشان دهنده این مهم بوده که توسعه مالی تأثیر مثبتی بر کل تجارت و تأثیری منفی بر تجارت خدمات این کشورها داشته است. با وجود این، با توجه به شناخت توسعه مالی به عنوان یکی از عوامل تعیین‌کننده توسعه کل تجارت و نه تنها بخشی از تجارت (تجارت خدمات) در کشورهای یادشده و این مهم که تأثیر مثبت توسعه مالی بر تجارت حدود دو برابر تأثیر منفی آن بر تجارت خدمات این کشورهاست، بهبود و توسعه بخش مالی به‌منظور افزایش عملکردهای اقتصادی و تجاری پیشنهاد شده است.

جلائی و همکاران (۱۳۹۳) با استفاده از معادلات سیستمی اقتصاد کلان و برآورد به روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) به بررسی تأثیر توسعه مالی بر فرآیند جهانی- شدن اقتصاد در ایران در دوره ۲۰۰۷-۱۹۶۵ پرداخته‌اند. بر اساس نتایج به‌دست‌آمده، افزایش توسعه مالی از طریق گسترش اعتبارات بانکی به بخش خصوصی می‌تواند سبب افزایش ۰/۱۱ درصدی سرمایه‌گذاری خصوصی و در نتیجه افزایش رشد اقتصادی شود؛ رشد اقتصادی نیز می‌تواند سبب افزایش ۱/۶۵ درصدی صادرات و ۱/۷۳ درصدی واردات شده و از این طریق شرایط مناسب برای تسریع در فرآیند جهانی‌شدن را فراهم آورد.

### ۳. روش پژوهش و معرفی متغیرها

#### ۳-۱. روش پژوهش

#### ۳-۱-۱. آزمون علیت گرنجری مبتنی بر بوتاسترپ

برای آزمون جهت علیت در داده‌های تلفیقی این پژوهش از رویکردی که توسط کونیا (۲۰۰۶) ارائه شده و به خوبی توانسته همبستگی مقطعی و عدم تجانس را در بین اعضای نمونه در نظر بگیرد، استفاده کرده ایم. این روش براساس برآورد رگرسیون‌های به ظاهر نامرتب (SUR) استوار است و جهت علیت بر مبنای آزمون‌های والد و با مقادیر بحرانی بوتاسترپ خاص هر کشور، مورد آزمون قرار می‌گیرد. در این رویکرد، نیازی به در نظر گرفتن فرضیه مشترک (فرض عدم تجانس پارامترها) برای تمام اعضای نمونه نیست. همچنین، در فرآیند آزمون، نیازی به هیچ آزمونی برای تشخیص هم‌انباشتگی و ریشه واحد در داده‌های تلفیقی نیست. روش علیت پانلی که توسط کونیا (۲۰۰۶) ارائه شده، یک سیستم شامل دو مجموعه از معادلات به صورت زیر است:

$$\begin{aligned}
 y_{1,t} &= \alpha_{1,1} + \sum_{i=1}^{ly_1} \beta_{1,1,i} y_{1,t-i} + \sum_{i=1}^{lx_1} \delta_{1,1,i} x_{1,t-i} + \sum_{i=1}^{lz_1} \gamma_{1,1,i} z_{1,t-i} + \varepsilon_{1,1,t} \\
 y_{2,t} &= \alpha_{1,2} + \sum_{i=1}^{ly_1} \beta_{1,2,i} y_{1,t-i} + \sum_{i=1}^{lx_1} \delta_{1,2,i} x_{2,t-i} + \sum_{i=1}^{lz_1} \gamma_{1,2,i} z_{2,t-i} + \varepsilon_{1,2,t} \\
 &\vdots \\
 y_{N,t} &= \alpha_{1,N} + \sum_{i=1}^{ly_1} \beta_{1,N,i} y_{N,t-i} + \sum_{i=1}^{lx_1} \delta_{1,N,i} x_{N,t-i} + \sum_{i=1}^{lz_1} \gamma_{1,N,i} z_{N,t-i} + \varepsilon_{1,N,t}
 \end{aligned} \tag{1}$$

$$\begin{aligned}
 x_{1,t} &= \alpha_{2,1} + \sum_{i=1}^{ly_2} \beta_{2,1,i} y_{1,t-i} + \sum_{i=1}^{lx_2} \delta_{2,1,i} x_{1,t-i} + \sum_{i=1}^{lz_2} \gamma_{2,1,i} z_{1,t-i} + \varepsilon_{2,1,t} \\
 x_{2,t} &= \alpha_{2,2} + \sum_{i=1}^{ly_2} \beta_{2,2,i} y_{1,t-i} + \sum_{i=1}^{lx_2} \delta_{2,2,i} x_{2,t-i} + \sum_{i=1}^{lz_2} \gamma_{2,2,i} z_{2,t-i} + \varepsilon_{2,2,t} \\
 &\vdots \\
 x_{N,t} &= \alpha_{2,N} + \sum_{i=1}^{ly_2} \beta_{2,N,i} y_{N,t-i} + \sum_{i=1}^{lx_2} \delta_{2,N,i} x_{N,t-i} + \sum_{i=1}^{lz_2} \gamma_{2,N,i} z_{N,t-i} + \varepsilon_{2,N,t}
 \end{aligned} \tag{2}$$

که در آن،  $y$  به شاخص اندازه‌گیری فعالیت بیمه،  $x$  به شاخص اندازه‌گیری جهانی شدن،  $Z$  به رشد تولید ناخالص داخلی سرانه (به‌عنوان متغیر کنترل)،  $N$  به تعداد اعضای نمونه  $(j=1, \dots, N)$ ،  $t$  به دوره زمانی  $(t=1, \dots, T)$  و  $l$  به طول وقفه اشاره دارد. مجموعه تصریح شده در رابطه‌های ۱ و ۲، دارای دو ویژگی مشخص و برجسته است: اولاً، از آنجا که هر معادله در سیستم‌های ۱ و ۲، متغیرهای از پیش تعیین شده مختلفی را داشته و جملات خطا ممکن است توأماً همبستگی داشته باشند (یعنی یک همبستگی مقطعی)، از این رو این مجموعه از معادلات سیستم VAR<sup>۱</sup> نیست، بلکه این مجموعه یک سیستم SUR است. ثانیاً: از آنجا که مقادیر بحرانی بوت‌استرپ خاص هر کشور مورد استفاده قرار می‌گیرد، نیازی نیست که متغیرهای سیستم پایا باشند و این دلالت بر این دارد که متغیرها بدون در نظر گرفتن ویژگی‌های سری‌زمانی آنها مورد استفاده قرار می‌گیرند (کونیا ۲۰۰۶).<sup>۲</sup> با انجام آزمون علیت گرنجر در این سیستم:

۱. چنانچه تمام  $\delta_{1,j,i}$ ها از نظر آماری غیرصفر و تمام  $\beta_{2,j,i}$ ها از نظر آماری صفر باشند، علیت یک‌طرفه از  $x$  به  $y$  خواهیم داشت.

۲. چنانچه تمام  $\delta_{1,j,i}$ ها از نظر آماری صفر و تمام  $\beta_{2,j,i}$ ها از نظر آماری غیرصفر باشند، علیت یک‌طرفه از  $y$  به  $x$  خواهیم داشت.

۳. اگر تمام  $\delta_{1,j,i}$ ها و  $\beta_{2,j,i}$ ها از نظر آماری غیرصفر و معنادار باشند، علیت دو طرفه یا یک جریان بازخورد بین  $x$  و  $y$  خواهیم داشت.

۴. اگر تمام  $\delta_{1,j,i}$ ها و  $\beta_{2,j,i}$ ها از نظر آماری غیرصفر و معنادار نباشند، هیچ رابطه علی بین  $x$  و  $y$  وجود ندارد و دو متغیر مستقل خواهند بود.

روش مناسب برای برآورد رابطه‌های ۱ و ۲، بستگی به ویژگی‌های جملات خطا دارد. چون تمام کشورها به طور همزمان با هم در نظر گرفته شده‌اند، بنابراین، امکان وجود همبستگی مقطعی در میان اعضای نمونه وجود دارد. اگر هیچ‌گونه همبستگی مقطعی در میان کشورها وجود نداشته باشد، معادلات می‌توانند به‌طور مستقل به‌وسیله برآوردکننده OLS برآورد شوند، ولی با وجود همبستگی همزمان در میان اعضای نمونه، برآوردکننده رگرسیون‌های به‌ظاهر نامرتب (SUR) کاراتر از برآوردکننده‌های OLS هستند (همان ماخذ ص ۹۸۳).

1. Vector Autoregressive  
2. Konya

با انجام آزمون‌های والد با مقادیر بحرانی بوت استرپ خاص هر کشور به بررسی علیت گرنجر از  $X$  به  $Y$  در رابطه ۱ و از  $Y$  به  $X$  در رابطه ۲، پرداخته می‌شود. بوت استرپ اساساً یک روش باز نمونه‌گیری<sup>۱</sup> است. به علت اختصار، بر روی آزمون علیت از  $X$  به  $Y$  در سیستم رابطه ۱ تمرکز می‌کنیم. یک فرآیند مشابه نیز در رابطه ۲ برای بررسی جهت علیت از  $X$  به  $Y$  به کار برده می‌شود. فرآیند تولید نمونه‌های بوت استرپ و مقادیر بحرانی خاص هر کشور شامل چهار گام زیر است (کونیا ۲۰۰۶):

**گام اول:** با برآورد معادلات سیستم ۱ به روش OLS تحت فرضیه صفر که هیچ علیتی از  $X$  به  $Y$  وجود ندارد (با اعمال محدودیت  $\delta_{1,i,j} = 0$  برای تمام  $j$ ها (کشورها) و  $i$ ها (وقفه‌ها))، باقیمانده‌ها را به دست می‌آوریم:

$$\hat{e}_{H_{0j,t}}^Y = y_{j,t} - \hat{\alpha}_{1,j} + \sum_{i=1}^{ly_j} \hat{\beta}_{1,j,i} y_{j,t-i} + \sum_{i=1}^{lz_1} \hat{\gamma}_{1,j,i} z_{j,t-i} \quad \text{for } j = 1, \dots, N \text{ and } t = 1, \dots, T \quad (3)$$

از این باقیمانده‌ها، ماتریس  $[e_{H_{0j,t}}]_{N \times T}$  را به دست می‌آوریم.

**گام دوم:** این باقیمانده‌ها را باز نمونه‌گیری می‌کنیم. برای حفظ همبستگی مقطعی همزمان در جملات خطا در سیستم ۱، یک ستون کامل از ماتریس  $[e_{H_{0j,t}}]_{N \times T}$  را در یک زمان به طور تصادفی انتخاب می‌کنیم. باقیمانده‌های بوت استرپ انتخاب شده را به صورت  $e_{H_{0j,t}}^*$  نشان می‌دهیم که  $t=1, \dots, T^*$  و  $T^*$  می‌تواند از  $T$  بزرگتر باشد.

**گام سوم:** بار دیگر تحت فرضیه صفر که هیچ علیتی از  $X$  به  $Y$  وجود ندارد، نمونه استرپ  $Y$  را با استفاده از فرمول زیر تولید می‌کنیم:

$$y_{j,t}^* = \hat{\alpha}_{1,j} + \sum_{i=1}^{mly_j} \hat{\beta}_{1,j,i} y_{j,t-i}^* + \sum_{i=1}^{mlz_1} \hat{\gamma}_{1,j,i} z_{j,t-i}^* + e_{H_{0j,t}}^* \quad t = 1, \dots, T^* \quad (4)$$

**گام چهارم:**  $y_{j,t}^*$  را جایگزین  $y_{j,t}$  کرده و سیستم ۱ را بدون اعمال هیچ گونه محدودیت پارامتری بر روی آن برآورد می‌کنیم، سپس، آزمون والد را برای هر کشور به طور جداگانه برای بررسی فرضیه صفر یعنی عدم علیت، انجام می‌دهیم.

**گام پنجم:** در این روش گام‌های ۲ تا ۴ چندین بار تکرار می‌شوند تا توزیع‌های تجربی آماره‌های آزمون والد به دست آید. آنگاه مقادیر بحرانی بوت استرپ با انتخاب صدک مناسب از این توزیع‌های نمونه‌ای تولید می‌شود. در این گام، ممکن است توزیع نمونه‌ای بوت استرپ برای هر آماره آزمون از چند هزار بار تکرار به دست آید.

گفتنی است که پیش از انجام آزمون علیت، طول وقفه بهینه را بین متغیرهای مدل برای هر یک از اعضای نمونه (مقاطع) به دست می‌آوریم. به این منظور از معیار تعیین طول وقفه، شوارتز<sup>۱</sup> (SBC) که برای تعداد مشاهدات اندک مناسب تر است، با حداکثر طول وقفه ۳ استفاده می‌کنیم.

### ۳-۱-۲. آزمون‌های وابستگی مقطعی و تجانس شیب

آزمون علیت گرنجری ارائه شده توسط کونیا (۲۰۰۶) در بین داده‌های تابلویی بر اساس یک روش رفتاری دقیق، با احتساب دو موضوع است: موضوع نخست، کنترل امکان همبستگی مقطعی در بین اعضای نمونه است. در اقتصادسنجی داده‌های تلفیقی، در حالت کلی فرض بر آن است که داده‌های مورد استفاده، استقلال مقطعی دارند؛ در حالی که وابستگی بین مقاطع می‌تواند در اثر عواملی همچون پیامدهای خارجی، ارتباط‌های منطقه‌ای و اقتصادی، وابستگی متقابل اجزای باقیمانده محاسبه نشده و عوامل غیرمعمول مشاهده نشده، در بین مقاطع مختلف وجود داشته باشد (آقایی و همکاران ۱۳۹۲). پسران<sup>۲</sup> (۲۰۰۶)، نشان می‌دهد که در صورت نادیده گرفتن همبستگی مقطعی، یک تورش و انحراف اساسی در نتایج به وجود خواهد آمد. بنابراین، نخستین گام در آزمون علیت گرنجر در بین داده‌های تلفیقی، انجام آزمون همبستگی مقطعی است. به این منظور، آزمون‌های متعددی نظیر آزمون‌های بروش و پاگان<sup>۳</sup> (۱۹۸۰) و وابستگی مقطعی پسران (۲۰۰۴) ارائه شده‌اند که در این مقاله از آزمون وابستگی مقطعی پسران

1. Schwarz Information Criteria

2. Pesaran

3. Breusch and Pagan

(۲۰۰۴) استفاده کرده‌ایم. این آزمون برای داده‌های تلفیقی متوازن و نامتوازن قابل اجرا بوده و در نمونه‌های کوچک ویژگی‌های مطلوبی دارد. همچنین، برخلاف روش بروش و پاگان (۱۹۸۰)، برای ابعاد مقطعی بزرگ و ابعاد زمانی کوچک نیز نتایج قابل اعتمادی ارائه نموده و نسبت به وقوع یک یا چند شکست ساختاری در ضرایب شیب رگرسیون فردی مقاوم است (پسران ۲۰۰۶). فرضیه صفر این آزمون نشان‌دهنده نبود وابستگی مقطعی بین اعضای نمونه است و فرضیه مقابل این آزمون به وابستگی مقطعی اشاره دارد. برای پانل‌های متوازن آماره آزمون وابستگی مقطعی پسران (۲۰۰۴) به صورت زیر قابل محاسبه است:

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}} \left( \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{P}_{ij} \right) \rightarrow N(0,1) \quad (5)$$

که در آن،  $\hat{P}_{ij}$  ضرایب همبستگی پیرسون از جملات پسماندهای معادله رگرسیونی رابطه زیر است:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_i x_{it} + u_{it} \quad (6)$$

هرگاه آماره CD محاسباتی در یک سطح معناداری معین از مقدار بحرانی توزیع نرمال استاندارد بیشتر باشد، در آن صورت، فرضیه صفر رد و وابستگی مقطعی نتیجه‌گیری خواهد شد.<sup>۱</sup>

موضوع دوم، بحث عدم تجانس است. به این صورت که ناهمگنی پارامترهای برآورده‌شده برای هر عضو نمونه، به منظور اعمال یک محدودیت بر رابطه علی باید در نظر گرفته شود. به علت ویژگی هر کشور نمی‌توان فرض تجانس را برای پارامترهای اعضای نمونه در نظر گرفت. در نظر گرفتن فرض تجانس قادر به گرفتن عدم تجانس از داده‌ها نیست (بریتونگ ۲۰۰۵)<sup>۲</sup> و در تحلیل رابطه علی بین متغیرهای مورد بررسی در داده‌های تابلویی، ممکن است به نتایج گمراه‌کننده‌ای منجر شود. از سوی دیگر، از آنجا که کشورهای گروه D8 از نظر فعالیت بیمه‌ای و جهانی شدن دارای سطوح معینی از عدم تجانس هستند، در نظر گرفتن فرض تجانس برای این کشورها در تحلیل رابطه علی بین این دو متغیر ممکن است به نتایج گمراه‌کننده‌ای منجر شود. به منظور انجام آزمون عدم

---

1. Hoyos and Sarafidis  
2. Breitung

تجانس بین اعضای نمونه، از آزمون ارائه شده توسط پسران و یاماگاتا<sup>۱</sup> (۲۰۰۸) که به آن آزمون دلتا نیز گفته می‌شود، استفاده کرده‌ایم. در این آزمون، فرضیه صفر عبارت است از یکسان بودن شیب، برای تمام اعضای نمونه و فرضیه مقابل به عدم تجانس شیب در بین اعضای نمونه اشاره دارد. آماره این آزمون به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\tilde{\Delta} = \sqrt{N} \left( \frac{N^{-1}\tilde{S}-K}{\sqrt{2K}} \right) \rightarrow N(0,1) \quad (7)$$

در رابطه بالا،  $\tilde{S}$  از طریق رابطه زیر به دست می‌آید:

$$\tilde{S} = \sum_{i=1}^N (\hat{\beta}_i - \tilde{\beta}_{WFE}) \cdot \frac{\hat{X}_i M_T X_i}{\tilde{\sigma}_i^2} (\hat{\beta}_i - \tilde{\beta}_{WFE}) \quad (8)$$

که در آن،  $\hat{\beta}_i$  و  $\tilde{\beta}_{WFE}$  به ترتیب برآوردکننده OLS تلفیقی و برآوردکننده تلفیقی اثرات ثابت وزنی  $\beta_i$  از رابطه ۶،  $M_T$  ماتریس شناسایی و  $\tilde{\sigma}_i^2$  برآوردکننده  $\sigma_i^2$  است.

## ۲-۲. معرفی متغیرها و توصیف داده‌ها

در این مطالعه، به منظور بررسی رابطه علیت بین صنعت بیمه و جهانی‌شدن از متغیرهای زیر استفاده کرده‌ایم:

–  $(IP)_{it}$ : ضریب نفوذ بیمه یا نسبت کل حق بیمه دریافتی به تولید ناخالص داخلی (بر حسب درصد) مقطع (کشور)  $i$  در سال  $t$ ، به‌عنوان پروکسی فعالیت بیمه. این شاخص از شاخص‌های مهم، متداول و کارآمد است که در ارزیابی عملکرد صنعت بیمه مورد استفاده قرار می‌گیرد (میرزایی و همکاران ۱۳۹۳). منبع داده‌های این متغیر، گزارش‌های سالانه نشریه بین‌المللی سیگما<sup>۲</sup> است.

–  $(KOF)_{it}$ : شاخص جهانی شدن KOF (بر حسب درصد) مقطع  $i$  در سال  $t$ . واژه KOF مخفف عبارت آلمانی Konjunkturforschungsstelle، به‌معنای مؤسسه تحقیقات در زمینه کسب و کار و عنوان یک مؤسسه اقتصادی در سوئیس است که در قسمت فدرال تکنولوژی دانشگاه ETH<sup>۳</sup> در گروه‌های

1. Pesaran and Yamagata  
2. Sigma, Swiss Re  
3. Eldgenossische Technische Hochschule Zurich

مدیریت، فناوری و اقتصاد فعالیت می‌کند. شاخص جهانی شدن KOF سالانه از سوی این مؤسسه منتشر می‌شود. شاخص جهانی شدن KOF در سال ۲۰۰۲ توسط این مؤسسه ساخته شده و در هر و همکاران (۲۰۰۸) آن را بسط داده‌اند (بچاتل و همکاران ۲۰۰۳).<sup>۱</sup> این شاخص، مهم‌ترین و جامع‌ترین شاخص اندازه‌گیری جهانی شدن بوده و از ترکیب سه زیرشاخص، جهانی شدن اقتصادی با وزن ۳۶ درصد، جهانی شدن اجتماعی با وزن ۲۸ درصد و جهانی شدن سیاسی با وزن ۲۶ درصد تشکیل شده است.<sup>۲</sup> منبع داده‌های این شاخص مؤسسه اقتصادی KOF است.

—  $(RGDPpc)_{it}$ : نرخ رشد تولید ناخالص داخلی حقیقی سرانه (به قیمت ثابت سال ۲۰۰۵ و بر حسب درصد) مقطع  $i$  در سال  $t$ ، به عنوان پروکسی رشد اقتصادی (از این به بعد این متغیر را با نماد Growth نشان می‌دهیم). با توجه به رابطه رشد اقتصادی با بیمه و جهانی شدن بر اساس مبانی نظری و مطالعات تجربی و همچنین، به پیروی از مطالعات تجربی انجام شده در زمینه موضوع پژوهش، مانند مطالعات چانگ و همکاران (۲۰۱۳) و چن و همکاران (۲۰۱۳) از این متغیر به عنوان متغیر کنترل استفاده کرده‌ایم. منبع داده‌های این متغیر، شاخص‌های توسعه جهانی (WDI)<sup>۳</sup> است.

قلمرو مکانی این پژوهش کشورهای عضو گروه D8، شامل: ایران (IRN)، اندونزی (IDN)، مالزی (MYS)، نیجریه (NGA)، مصر (EGY)، ترکیه (TUR)، پاکستان (PAK) و بنگلادش (BGD) است. دوره زمانی انتخاب شده نیز سال‌های ۲۰۱۱-۱۹۹۹ است.

شکل ۲، خلاصه مفیدی از میانگین متغیرهای مورد استفاده را برای کشورهای گروه D8 در سال‌های ۲۰۱۱-۱۹۹۹ نشان می‌دهد. بر اساس این شکل، بالاترین میزان میانگین ضریب نفوذ بیمه در بین کشورهای مورد مطالعه به کشور مالزی مربوط است (با مقدار حدود ۴/۷۷ درصد). پس از این کشور، بالاترین میزان این شاخص به

1. Bechtel *et al.*

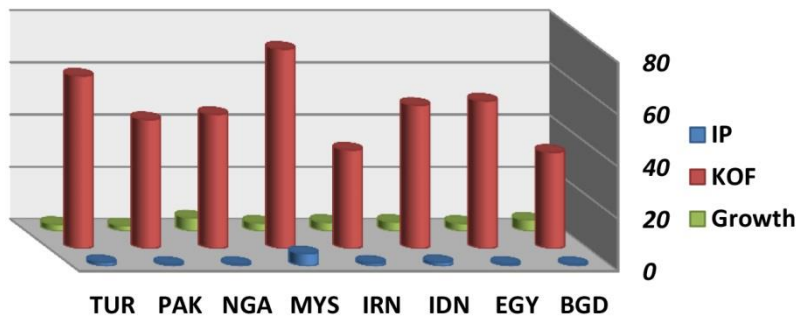
۲. به منظور آشنایی بیشتر با این زیرشاخص‌ها، اجزای آنها و نحوه وزن دهی به این اجزا و همچنین، چگونگی ساخت شاخص جهانی شدن KOF به مطالعه گلخندان و همکاران (۱۳۹۳) مراجعه کنید.

6. World Development Indicators



کشورهای ترکیه و اندونزی مربوط است (با مقدار حدود ۱/۴۰ درصد)؛ این در حالی است که کشورهای بنگلادش و نیجریه در بین کشورهای مورد مطالعه کمترین میزان میانگین ضریب نفوذ بیمه را داشته‌اند (به ترتیب با مقادیر ۰/۶۵ و ۰/۶۷ درصد). میانگین ضریب نفوذ بیمه کشور ایران نیز ۱/۱۵ بوده است.

در مورد متغیر جهانی شدن نیز بر اساس شاخص جهانی شدن KOF، کشورهای مالزی و ترکیه به ترتیب با میانگین مقادیری حدود ۷۶ و ۶۶ درصد، بالاترین میزان جهانی شدن را در کشورهای گروه D8 داشته‌اند؛ این در حالی است که کشورهای بنگلادش و ایران به ترتیب با میانگین مقادیری حدود ۳۸ و ۳۷ درصد کمترین میزان جهانی شدن را در بین کشورهای مورد مطالعه در دوره ۲۰۱۱-۱۹۹۹ تجربه کرده‌اند. در مورد نرخ رشد تولید ناخالص داخلی سرانه نیز می‌توان گفت بالاترین میانگین این نرخ به ترتیب متعلق به کشورهای نیجریه و بنگلادش با ۵/۱۰ و ۴/۲۹ درصد است. کشورهای پاکستان و ترکیه نیز به ترتیب با متوسط نرخ رشد تولید ناخالص داخلی سرانه‌ای برابر با ۲/۰۹ و ۲/۶۳ درصد، به لحاظ رشد اقتصادی پایین‌ترین جایگاه را در کشورهای گروه D8 داشته‌اند. میانگین رشد تولید ناخالص داخلی سرانه ایران نیز در دوره مورد بررسی حدود ۳/۴۴ درصد بوده است.



شکل ۲. میانگین متغیرهای مورد استفاده برای کشورهای گروه D8 در سال‌های ۲۰۱۱-۱۹۹۹

مأخذ: محاسبات این پژوهش با استفاده از داده‌های اعلام‌شده

از سوی Sigma: Swiss Re، KOF و WDI.

در جدول ۱، اطلاعات آماری جامع‌تری از متغیرهای استفاده‌شده در این پژوهش برای کشورهای مورد مطالعه آورده‌ایم.

جدول ۱. خلاصه آماری متغیرهای مورد استفاده در کشورهای گروه D8

کشور	Mean	Max	Min	Std. Dev	Skew	Kurt	J-B
ضریب نفوذ بیمه (درصد)							
ایران	۱/۱۵	۱/۸۰	۰/۷۲	۰/۲۷	۰/۵۲	۳/۸۶	۰/۹۹ (۰/۶۱)
اندونزی	۱/۴۰	۱/۷۰	۱/۱۳	۰/۱۷	۰/۰۴	۲/۱۶	۰/۳۹ (۰/۸۲)
مالزی	۴/۷۷	۵/۴۲	۳/۷۲	۰/۵۶	-۰/۵۷	۲/۲۰	۱/۰۵ (۰/۵۹)
نیجریه	۰/۶۷	۰/۹۵	۰/۵۰	۰/۱۵	۰/۷۹	۲/۶۷	۱/۴۳ (۰/۴۹)
مصر	۰/۷۴	۰/۹۰	۰/۵۴	۰/۱۱	۰/۱۲	۱/۷۱	۰/۹۴ (۰/۶۳)
ترکیه	۱/۴۰	۱/۷۰	۱/۲۰	۰/۱۵	۰/۶۹	۲/۱۶	۱/۳۵ (۰/۵۱)
پاکستان	۰/۶۹	۰/۸۰	۰/۶۲	۰/۰۶	۰/۷۴	۲/۸۵	۱/۲۱ (۰/۵۵)
بنگلادش	۰/۶۵	۰/۹۰	۰/۴۳	۰/۱۹	۰/۳۹	۱/۵۸	۱/۴۳ (۰/۴۲)
شاخص جهانی شدن KOF (درصد)							
ایران	۳۷/۸۰	۴۱/۲۷	۳۱/۳۵	۳/۱۷	-۰/۸۳	۲/۴۵	۱/۶۵ (۰/۴۴)
اندونزی	۵۴/۹۵	۵۷/۸۶	۵۰/۳۹	۲/۵۹	-۰/۴۶	۱/۷۳	۱/۳۴ (۰/۵۱)
مالزی	۷۶/۴۸	۷۹/۵۵	۷۲/۰۲	۲/۲۰	-۰/۷۲	۲/۶۴	۱/۱۸ (۰/۵۵)
نیجریه	۵۱/۴۵	۵۶/۷۸	۴۷/۲۷	۳/۴۶	۰/۳۷	۱/۵۸	۱/۳۸ (۰/۵۰)
مصر	۵۶/۶۱	۶۰/۱۸	۵۳/۰۸	۲/۴۹	-۰/۰۶	۱/۳۸	۱/۴۳ (۰/۴۹)
ترکیه	۶۶/۱۹	۷۰/۱۶	۶۱/۷۹	۳/۲۵	-۰/۱۵	۱/۲۷	۱/۶۷ (۰/۴۳)
پاکستان	۴۹/۴۹	۵۱/۶۱	۴۴/۲۱	۲/۱۶	-۱/۳۱	۳/۷۸	۴/۰۹ (۰/۱۳)
بنگلادش	۳۶/۹۴	۴۱/۶۱	۳۱/۱۲	۳/۶۱	-۰/۱۸	۱/۵۶	۱/۱۹ (۰/۵۵)
نرخ رشد تولید ناخالص داخلی حقیقی سرانه (به قیمت ثابت سال ۲۰۰۵ و بر حسب درصد)							
ایران	۳/۴۴	۶/۵۷	-۰/۶۰	۲/۲۰	-۰/۳۴	۲/۲۴	۰/۵۶ (۰/۷۶)
اندونزی	۳/۵۰	۵/۱۲	-۰/۶۶	۱/۵۱	-۱/۶۰	۵/۴۶	۸/۸۰ (۰/۰۱)
مالزی	۳/۱۱	۶/۴۲	-۳/۲۴	۲/۶۷	-۱/۳۸	۴/۰۹	۴/۷۸ (۰/۰۹)
نیجریه	۵/۱۰	۳۰/۳۴	-۲/۰۱	۷/۹۵	۲/۶۸	۹/۲۴	۳۶/۶۴ (۰/۰۰)
مصر	۳/۰۴	۵/۳۶	۰/۰۸	۱/۷۲	-۰/۱۴	۱/۹۵	۰/۶۴ (۰/۷۲)
ترکیه	۲/۶۳	۷/۸۸	-۷/۰۶	۵/۴۱	-۰/۸۱	۲/۱۱	۱/۸۳ (۰/۴۰)
پاکستان	۲/۰۹	۵/۷۵	-۰/۱۹	۲/۰۵	۰/۶۲	۲/۱۴	۱/۲۳ (۰/۵۴)
بنگلادش	۴/۲۹	۵/۹۰	۲/۶۸	۰/۹۷	-۰/۱۲	۲/۰۹	۰/۴۸ (۰/۷۸)

مأخذ: محاسبات تحقیق با استفاده از داده‌های اعلام شده از سوی Sigma: Swiss Re، WDI و KOF.

#### ۴. نتایج تجربی برآورد مدل

نخست، آزمون‌های همبستگی مقطعی CD پسران (۲۰۰۴) و  $\tilde{A}$  پسران و یاماگاتا (۲۰۰۸) انجام شده و نتایج این آزمون‌ها را در جدول ۲ ارائه کرده‌ایم. با توجه به مقدار آماره این آزمون‌ها و مقادیر بحرانی آنها که از توزیع نرمال برخوردار است، وابستگی و

عدم تجانس بین اعضای نمونه در این پژوهش نتیجه‌گیری می‌شود. بنابراین، لزوم استفاده از آزمون علیت گرنجری تلفیقی ارائه‌شده توسط کونیا (۲۰۰۶) در این پژوهش تأیید می‌شود.

**جدول ۲.** نتایج آزمون‌های وابستگی مقطعی و تجانس (همگنی) بین اعضای پانل

نام آزمون	مقدار آماره	نتیجه
CD	۶/۸۲۷***	فرضیه صفر مبنی بر نبود وابستگی مقطعی رد و وابستگی بین مقاطع نتیجه‌گیری می‌شود.
$\tilde{\Delta}$	۱۵/۱۲۸***	فرضیه صفر مبنی بر یکسان بودن شیب تمام مقاطع رد و عدم تجانس بین اعضای نمونه نتیجه‌گیری می‌شود.

علامت \*\*\* معناداری در سطح ۱ درصد است.  
 مأخذ: محاسبات این پژوهش.

انجام آزمون علیت گرنجری تلفیقی ارائه‌شده توسط کونیا (۲۰۰۶)، مستلزم تعیین طول وقفه بهینه بین متغیرهای مدل است. نتایج تعیین طول وقفه بهینه بین متغیرهای مدل در هر یک از کشورها با استفاده از معیار شوارتز (SBC) با حداکثر طول وقفه ۳ انجام شده است که نتایج به‌منظور صرفه‌جویی ارائه نشده‌اند. پس از تعیین وقفه لازم، آزمون رابطه علیت بین متغیرهای فعالیت بیمه و جهانی‌شدن در کشورهای مورد مطالعه را با استفاده از آزمون علیت گرنجری ارائه‌شده توسط کونیا (۲۰۰۶) انجام داده که نتایج آن را در جدول ۳، آورده‌ایم. با توجه به مقدار آماره والد و مقادیر بحرانی بوت‌استرپ - که برای هر کشور متفاوت است - فرضیه‌های صفر آزمون می‌شوند. چنانچه مقدار آماره والد به‌دست‌آمده برای کشورهای بحرانی بوت‌استرپ آن کشور بزرگتر باشد، فرضیه صفر رد شده و فرضیه مقابل آن یعنی پذیرش علت گرنجری در آن کشور تأیید می‌شود و برعکس. با توجه به این توضیحات به تشریح نتایج به‌دست‌آمده می‌پردازیم.

بر اساس نتایج قسمت الف جدول ۳ - که به بررسی فرضیه صفر مبنی بر اینکه بیمه علت گرنجری جهانی‌شدن نیست، می‌پردازد - مقدار آماره والد به‌دست‌آمده برای کشورهای اندونزی از مقدار بحرانی بوت‌استرپ خاص این کشور در سطح احتمال ۱۰ درصد بزرگتر است. بنابراین، وجود رابطه علیت از سمت بیمه به جهانی‌شدن در کشور اندونزی در سطح احتمال ۱۰ درصد پذیرفته می‌شود. همچنین، مقدار آماره والد به‌دست‌آمده

برای کشور مالزی از مقادیر بحرانی بوت استراپ خاص این کشور در سطوح احتمال ۵ درصد و ۱۰ درصد بزرگتر است. بنابراین، وجود رابطه علیت از سمت بیمه به جهانی شدن در کشور مالزی در سطح احتمال ۵ درصد پذیرفته می شود. این در حالی است که مقدار آماره والد به دست آمده برای کشورهای دیگر (ایران، نیجریه، مصر، ترکیه، پاکستان و بنگلادش) از مقادیر بحرانی بوت استراپ خاص آنها در تمام سطوح احتمال ۱، ۵ و ۱۰ درصد کوچکتر است. این به آن معناست که فرضیه صفر بیمه علت گرنجری جهانی شدن نیست، برای این کشورها پذیرفته می شود.

بر اساس نتایج قسمت ب جدول ۳ - که به بررسی فرضیه صفر جهانی شدن علت گرنجری بیمه نیست، می پردازد - مقدار آماره والد به دست آمده برای کشورهای ایران، اندونزی، مالزی، ترکیه و بنگلادش به ترتیب در سطوح احتمال ۵، ۵، ۱، ۵ و ۱ درصد بزرگتر از مقادیر بحرانی بوت استراپ خاص این کشورهاست. بنابراین، وجود رابطه علیت از سمت جهانی شدن به بیمه در کشورهای ایران، اندونزی، مالزی، ترکیه و بنگلادش به ترتیب در سطوح احتمال ۵، ۵، ۱، ۵ و ۱ درصد پذیرفته می شود. این در حالی است که مقدار آماره والد به دست آمده برای کشورهای دیگر (نیجریه، مصر و پاکستان) از مقادیر بحرانی بوت استراپ خاص آنها در تمام سطوح احتمال ۱، ۵ و ۱۰ درصد کوچکتر است. این به آن معناست که فرضیه صفر جهانی شدن علت گرنجری بیمه نیست، برای این کشورها پذیرفته می شود.

به طور کلی، بر اساس نتایج جدول ۳، وجود رابطه علیت دوطرفه بین جهانی شدن و بیمه (فرضیه بازخورد) در کشورهای اندونزی و مالزی و وجود رابطه علیت یک طرفه از سمت جهانی شدن به بیمه (فرضیه جهانی شدن منجر به توسعه بیمه) در کشورهای ایران، ترکیه و بنگلادش تأیید می شود. نبود رابطه علیت بین بیمه و جهانی شدن (فرضیه خنثی) نیز برای کشورهای نیجریه، مصر و پاکستان پذیرفته می شود. بر این اساس، در مورد رابطه بین بیمه و جهانی شدن در کشورهای مورد مطالعه، می توان گفت که نتایج به دست آمده برای تمام کشورها با توجه به ساختار و ویژگی های اقتصادی، مالی و تجاری متفاوت، یکسان نبوده و نمی توان به یک نتیجه گیری واحد برای تک تک این کشورها دست یافت. نتیجه به دست آمده در زمینه نبود رابطه علیت واحد و یکسان بین متغیرهای جهانی شدن و بیمه، با نتایج مطالعات چن و همکاران (۲۰۱۳) و چانگ و همکاران (۲۰۱۳) همسویی نزدیکی دارد. همچنین، این نتیجه به صورت کلی با نتایج

مطالعات راستی (۱۳۸۹) و منیاه و همکاران (۲۰۱۴) مبنی بر نبود رابطه علیت واحد بین توسعه مالی و آزادسازی تجاری همسویی نزدیکی دارد.

جدول ۳. نتایج آزمون علیت کونیا (۲۰۰۶)

مقادیر بحرانی بوت استرپ			آماره والد	کشور
۱۰ درصد	۵ درصد	۱ درصد		
قسمت الف) فرضیه صفر: بیمه علت گرنجری جهانی شدن نیست				
۶/۹۱۲	۸/۱۵۴	۱۰/۶۳۲	۱/۰۲۲	ایران
۹/۲۱۲	۱۴/۲۱۲	۲۱/۴۴۵	۱۲/۲۳۱*	اندونزی
۵/۰۰۲	۷/۱۱۱	۱۱/۲۸۲	۱۰/۸۴۲**	مالزی
۱۰/۹۱۲	۱۲/۲۸۹	۱۶/۴۱۲	۰/۷۶۵	نیجریه
۷/۸۵۸	۱۱/۰۳۵	۱۷/۶۳۴	۲/۲۸۸	مصر
۶/۵۸۵	۱۰/۱۲۶	۱۹/۴۱۶	۴/۷۵۳	ترکیه
۱۰/۵۰۶	۱۶/۶۵۶	۱۹/۷۸۲	۰/۸۱۲	پاکستان
۴/۸۱۸	۶/۲۳۲	۹/۹۲۵	۱/۰۰۱	بنگلادش
قسمت ب) فرضیه صفر: جهانی شدن علت گرنجری بیمه نیست				
۵/۱۹۵	۷/۵۹۲	۱۱/۱۱۶	۸/۱۶۲**	ایران
۹/۲۱۷	۱۱/۸۶۳	۱۹/۱۷۴	۱۲/۲۸۲**	اندونزی
۷/۳۶۵	۹/۴۲۱	۱۳/۳۷۸	۱۵/۱۸۵***	مالزی
۹/۱۸۹	۱۰/۱۵۹	۱۲/۲۶۴	۱/۱۴۲	نیجریه
۵/۹۳۳	۸/۱۵۴	۱۲/۱۱۱	۰/۵۶۴	مصر
۵/۴۴۸	۷/۲۸۴	۱۰/۶۶۵	۷/۵۱۲**	ترکیه
۸/۳۱۲	۱۰/۶۸۲	۱۸/۹۵۹	۰/۳۶۵	پاکستان
۶/۰۶۵	۸/۷۵۶	۹/۶۴۱	۱۲/۶۲۴***	بنگلادش

توضیحات: \*، \*\* و \*\*\* به ترتیب معناداری در سطوح ۱۰، ۵ و ۱ درصد است. مأخذ: محاسبات این پژوهش.

### ۵. جمع‌بندی و ارائه پیشنهادها

هدف اصلی این مقاله، بررسی رابطه علیت بین بیمه و جهانی شدن در کشورهای گروه D8 و با تمرکز بر روی تحلیل خاص هر کشور در دوره ۲۰۱۱-۱۹۹۵ بوده است. به این

منظور از متغیرهای ضریب نفوذ بیمه (به عنوان شاخص فعالیت بیمه)، شاخص جهانی شدن KOF و رشد اقتصادی (به عنوان متغیر کنترل) استفاده کردیم. از آنجا که وجود وابستگی مقطعی و عدم تجانس بین اعضای نمونه محتمل به نظر می‌رسید، از آزمون‌های وابستگی مقطعی پسران (۲۰۰۴) و عدم تجانس پسران و یاماگاتا (۲۰۰۸) استفاده کردیم. پس از تأیید وابستگی مقطعی و عدم تجانس بین اعضای نمونه، به منظور برآورد رابطه علیت بین متغیرهای مدل نیز از روش ارائه شده توسط کونیا (۲۰۰۶) که وابستگی و عدم تجانس بین مقاطع را در نظر می‌گیرد و مبتنی بر رگرسیون‌های به ظاهر نامرتب (SUR) و آزمون‌های والد با مقادیر بحرانی بوت استراپ خاص هر کشور است، استفاد کردیم. یافته‌های این پژوهش حاکی از رابطه علیت دوطرفه بین بیمه و جهانی شدن برای کشورهای مالزی و اندونزی، رابطه علیت یک‌طرفه از سمت جهانی شدن به بیمه برای کشورهای ایران، ترکیه و بنگلادش و نبود رابطه علیت بین بیمه و جهانی شدن برای کشورهای نیجریه، مصر و پاکستان است. این نتایج توصیه‌های سیاستی مهمی در زمینه رابطه بیمه و جهانی شدن برای کشورهای گروه D8 شامل ایران، اندونزی، مالزی، نیجریه، مصر، ترکیه، پاکستان و بنگلادش است. در مورد کشور ایران (با توجه نتایج پژوهش مبنی بر وجود رابطه علیت از سمت جهانی شدن به بیمه)، حرکت به سمت جهانی شدن و اقتصاد باز و رفع موانع موجود در این زمینه به منظور توسعه بخش بیمه پیشنهاد می‌شود. همچنین، پیشنهاد می‌شود که در مطالعات آتی با تفکیک بیمه، به بیمه‌های عمر و غیرعمر و شاخص جهانی شدن KOF به زیرشاخص‌های اقتصادی، اجتماعی و سیاسی تحلیل دقیق‌تری از موضوع بررسی شده به عمل آید.

## منابع

- آقایی، مجید؛ قنبری، علی؛ عاقلی، لطفعلی و صادقی، حسین. (۱۳۹۲). بررسی رابطه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی در استان‌های ایران با استفاده از مدل هم‌انباشتگی و تصحیح خطای پانل چند متغیره. *فصلنامه اقتصاد و الگوسازی*، شماره ۹، صص ۱۸۵-۱۴۸.
- جعفری صمیمی، احمد و کارگرد، ابراهیم. (۱۳۸۵). آیا توسعه بیمه، رشد اقتصادی را حمایت می‌کند؟ *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، شماره ۲، صص ۲۹-۱۷.

- جلائی، عبدالمجید؛ جعفری، محسن و جعفری، سعید. (۱۳۹۳). بررسی تأثیر توسعه مالی بر فرآیند جهانی‌شدن اقتصاد در ایران. *فصلنامه مطالعات کاربردی در اقتصاد ایران*، شماره ۹، صص ۷۵-۹۲.
- جهانگرد، اسفندیار. (۱۳۹۰). بیمه و رشد اقتصادی در ایران. *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، شماره ۵۹، صص ۵۳-۸۰.
- راستی، محمد. (۱۳۸۹). بررسی رابطه توسعه مالی و تجارت بین‌الملل در کشورهای درحال توسعه (رویکرد علت و معلولی و مقایسه کشورهای صادرکننده و غیرصادرکننده نفت). *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، شماره ۴۵، صص ۲۵-۴۷.
- راستی، محمد و رضایی، جواد. (۱۳۹۲). تأثیر توسعه مالی بر تجارت کشورهای ملحق‌شده به WTO. *فصلنامه پژوهش‌نامه اقتصادی*، شماره ۴، صص ۱۵۱-۱۶۱.
- رضوی، یدالله و سلیمی‌فر، مصطفی. (۱۳۹۲). اثر جهانی‌شدن اقتصاد بر رشد اقتصادی با استفاده از روش خودتوضیحی برداری. *فصلنامه مطالعات راهبردی جهانی‌شدن*، شماره ۱۲، صص ۹-۳۲.
- طیبی، کمیل؛ حاجی‌کرمی، مرضیه و سریری، هما. (۱۳۹۰). تحلیل درجه بازبودن مالی و تجاری روی توسعه مالی ایران و شرکای تجاری. *فصلنامه تحقیقات اقتصادی راه‌اندیشه*، شماره ۴، صص ۳۹-۶۰.
- کدخدایی، حسین. (۱۳۸۰). بیمه، بانک، بورس: مثلث توسعه مالی. *فصلنامه صنعت بیمه*، شماره ۶۴، صص ۱۳۱-۱۴۴.
- گلخندان، ابوالقاسم؛ گلخندان، داود و خوانساری، مجتبی. (۱۳۹۲). آیا جهانی‌شدن منجر به نابرابری درآمد می‌شود؟ مطالعه موردی اقتصاد ایران با معرفی شاخص جدید و جامع جهانی‌شدن KOF. *فصلنامه تحقیقات توسعه اقتصادی*، شماره ۱۴، صص ۹۹-۱۳۰.
- محقق‌زاده، فاطمه. (۱۳۸۴). آثار الحاق ایران به سازمان جهانی تجارت (WTO) بر صنعت بیمه. *پژوهش‌نامه بیمه*، شماره ۷۷، صص ۶۱-۸۶.
- محمدی، حسین؛ اعلائی، محمدمهدی و اصغرنژاد، الهام. (۱۳۹۳). بررسی عوامل مؤثر بر توسعه مالی در کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی. *سیاست‌های راهبردی و کلان*، شماره ۶، صص ۲۵-۳۷.

- میرزایی، امیر؛ حسنی، محمد و نورالدینی، صدرالدین. (۱۳۹۳). اثر شاخص های مهم بیمه ای بر رشد اقتصادی در کشورهای عضو اوپک با استفاده از مدل پانل پویا به روش GMM. *پژوهشنامه بیمه*، شماره ۱، صص ۲۲-۱.
- Asghar, N. & Z. Hussain. (2014). Financial Development, Trade Openness and Economic Growth in Developing Countries Recent Evidence from Panel Data. *Pakistan Economic and Social Review*, 52(2): pp. 99-126.
- Baltagi, B.H., Demetriades, P.O., & Law, S.H. (2009). Financial development and openness: Evidence from panel data. *Journal of development economics*, 89(2), 285-296.
- Barro, R.J & X. Martin. (1995). *Economic Growth*. New York: McGraw-Hill, Inc.
- Bechtel, G. (2014). Does Globalization Mitigate Income Inequality? *Journal of Data Science*, 12(1), 197-215.
- Beck, T. (2002). Financial development and international trade: Is there a link? *Journal of international Economics*, 57(1), 107-131.
- Becker, B. & D. Greenberg. (2005). *Financial Development and International Trade*. World Bank.
- Breitung, J. (2005). A parametric approach to the estimation of co-integration vectors in panel data. *Econometric Reviews*, 24(2), 151-173.
- Breusch, T. S., & A. R. Pagan. (1980). The Lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics. *The Review of Economic Studies*, 47(1), 239-253.
- Chang, C. P., & Lee, C. C. (2010). Globalization and economic growth: A political economy analysis for OECD countries. *Global Economic Review*, 39(2), 151-173.
- Chang, T., Cheng, S. C., Pan, G., & Wu, T. P. (2013). Does globalization affect the insurance markets? Bootstrap panel Granger causality test. *Economic Modelling*, 33, 254-260.
- Chen, S.S., Cheng, S.C., Pan, G. & T.P. Wu. (2013). The Relationship between Globalization and Insurance Activities: A Panel Data Analysis. *Japan and the World Economy*, 28, 151-157.



- Chen, S.S., Cheng, S.C., Pan, G., & Wu, T.P. (2013). The relationship between globalization and insurance activities: A panel data analysis. *Japan and the World Economy*, 28, 151-157.
- Dreher, A. (2006). Does globalization affect growth? Evidence from a new index of globalization. *Applied Economics*, 38(10), 1091-1110.
- Dreher, A., Gaston, N., & Martens, P. (2008). *Measuring globalization: Gauging its consequences*. Springer Science & Business Media.
- Gries, T., Kraft, M., & Meierrieks, D. (2009). Linkages between financial deepening, trade openness, and economic development: causality evidence from Sub-Saharan Africa. *World development*, 37(12), 1849-1860.
- Han, L., Li, D., Moshirian, F. & Y. Tian. (2010). Insurance Development and Economic Growth. *The Geneva Papers on Risk and Insurance*, 35(3), 99-183.
- Hassan, A.F. & M.R. Islam. (2005). Temporal Causality and Dynamics of Financial Development, Trade Openness, and Economic Growth in Vector Auto Regression (VAR) for Bangladesh, 1974-2003: Implication for Poverty Reduction. *Journal of Nepalese Business Studies*, 2(1), 1-12.
- Hoyos, R.E., & V. Sarafidis. (2006). Testing for Cross-Sectional Dependence in Panel Data Models. *Stata Journal*, 6(4), 484-496.
- Kiendrebeogo, Y. (2012). The effects of financial development on trade performance and the role of institutions. *La serie des Etudes et Documents du CERDI est consultable sur le site: <http://www.cerdi.org/ed>*.
- Kletzer, K. & P. Bardhan. (1987). Credit Markets and Patterns of International Trade. *Journal of Development Economics*, 27(1-2), 57-70.
- Kónya, L. (2006). Exports and Growth: Granger Causality Analysis on OECD Countries with a Panel Data Approach. *Economic Modelling*, 23(6), 978-992.
- Lee, C.C., & Chang, C.H. (2012). Globalization and Convergence of International Life Insurance Markets. *The Geneva Papers on Risk and Insurance Issues and Practice*, 37(1), 125-154.

- Lee, J. W. (1993). International trade, distortions, and long-run economic growth. *Staff Papers*, 40(2), 299-328.
- Menyah, K., Nazlioglu, S., & Wolde-Rufael, Y. (2014). Financial development, trade openness and economic growth in African countries: New insights from a panel causality approach. *Economic Modelling*, 37, 386-394.
- Pesaran, M.H. (2004). General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels.
- Pesaran, M.H. (2007). A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. *Journal of Applied Econometrics*, 22(2), 265-312.
- Pesaran, M.H., & Yamagata, T. (2008). Testing slope homogeneity in large panels. *Journal of Econometrics*, 142(1), 50-93.
- Rehman, M.Z., Ail, N., & Nasir, N. M. (2014). Linkage between financial development, trade openness and economic growth: evidence from Saudi Arabia. *Journal of Applied Finance & Banking*, 5(6), 127-141.
- Svaleryd, H., & Vlachos, J. (2005). Financial markets, the pattern of industrial specialization and comparative advantage: Evidence from OECD countries. *European Economic Review*, 49(1), 113-144.
- Wolde-Rufael, Y. (2009). Re-examining the financial development and economic growth nexus in Kenya. *Economic Modelling*, 26(6), 1140-1146.